

## PRIMER LUGAR

# EFFECTOS DE LA REFORMA ELECTORAL DE 2014 SOBRE EL COMPORTAMIENTO DEL VOTO POR MUJERES CANDIDATAS A DIPUTADAS FEDERALES EN MÉXICO, 2012-2018

Cynthia Rodríguez García

### **Introducción**

Las reglas y los sistemas electorales son elementos fundamentales para entender el comportamiento electoral (Freidenberg y Došek, 2016; Jones, 1993; Lijphart, 2000; Nohlen, 1994). El presente estudio pretende analizar si la implementación de la cuota de género, con la reforma electoral de 2014, tuvo un efecto sobre el comportamiento del voto por candidatas a diputadas federales entre los comicios de 2012, 2015 y 2018.

La relevancia de analizar esta relación radica en que, las cuotas fueron diseñadas para dar respuesta a la crisis de subrepresentación política de las mujeres en la democracia y poco es lo que se conoce sobre los efectos de dichas reglas

electorales sobre el comportamiento del voto a favor de las mujeres candidatas.

El trabajo centró su atención en dos aspectos del comportamiento electoral. Por un lado, se analiza la diferencia existente entre el voto por sexo (hombre y mujer), a la vez que se evalúa el efecto de la regla de equidad de género en candidaturas partidistas sobre el comportamiento electoral. La hipótesis central plantea que la reforma trajo consigo un incremento en el número de candidatas en la boleta, por lo cual se esperaría encontrar, a su vez, un aumento en la probabilidad de voto obtenido por las mujeres, a diferencia de las candidaturas masculinas.

El artículo está estructurado en cuatro apartados. En el primero se presenta el marco analítico en el que se encuadra la presente investigación. En el segundo apartado se describen los datos y procedimientos utilizados, mientras que en el tercer apartado se analiza estadísticamente el comportamiento de los datos recopilados al evaluar las diferencias de voto por género y la influencia del efecto causal de la reforma electoral de 2014. En el último apartado se presentan los resultados y su aporte a las discusiones sobre efectos de las cuotas de género en el comportamiento del voto.

### **Marco analítico**

La representación descriptiva<sup>1</sup> y sustantiva<sup>2</sup> de las mujeres ha sido históricamente escasa en las instituciones po-

- 
- 1 Conformada por grupos de representantes que son más o menos proporcionales numéricamente a la población a la cual representan (Poncela, 2011).
  - 2 Es decir, la representación de los intereses y demandas del electorado desde los actores.

líticas de América Latina, esto debido a la asignación de roles de género tradicionales, los cuales hicieron que el ámbito público fuera de dominio masculino (Freidenberg, 2019) y se pensara que el ámbito privado correspondía a las mujeres. En la búsqueda de estrategias y acciones para lograr la equidad y como una de las recomendaciones más importantes surgidas en la Conferencia de Beijing, se implementó un mecanismo de innovación política denominado «cuota de género», diseñado para dar respuesta a la crisis de subrepresentación política en la democracia. Este se define como una medida mediante la cual se pretende aumentar la presencia de las mujeres en las candidaturas para puestos de elección popular, y que se espera sea de carácter transitorio, puesto que supone una vigencia sujeta a la superación de los obstáculos que impiden una adecuada representación de mujeres en los espacios de poder (Barreiro y Clyde, 2000).

En la actualidad, más de 100 países han adoptado algún tipo de cuota o principio de paridad de género, mientras que en América Latina la cifra llega a 16 países (Freidenberg y Sara, 2017). Las cuotas han encontrado limitaciones en su aplicación y las variables que influyen en su eficacia se agrupan en torno a cinco aspectos: a) las características del sistema electoral, b) la cultura política, c) las características específicas de la ley de cuota —en caso de que esta exista— (Archenti e Inés, 2008), d) los estereotipos de género y el papel de los medios de comunicación de masas y e) el acceso a recursos financieros para desarrollar campañas electorales competitivas.

En México la evolución de las cuotas se desarrolló de manera gradual. Se implementaron por primera vez en 1993 y, a partir de ese momento y hasta la reforma electoral de 2014, se realizaron cinco modificaciones, mediante

las que se incrementó el porcentaje de candidaturas partidistas aseguradas a las mujeres para participar en elecciones, al grado de incluir el criterio de la equidad de género al final de dicho periodo.

La hipótesis central plantea que la reforma trajo consigo un incremento en el número de candidatas en la boleta, por lo cual se esperaría encontrar, a su vez, un aumento en la probabilidad de voto obtenido por las mujeres, a diferencia de las candidaturas masculinas.

Si bien las cuotas de género son una forma eficaz de incrementar la presencia femenina en cargos de representación popular, no están libres de controversia (Dahlerup, 2006). Uno de los argumentos en contra de estas medidas es que se asume que el género es una categoría más importante que otras cualidades de los potenciales candidatos o candidatas, como la capacidad o la experiencia (Aparicio Castillo, 2011), para lo cual el presente trabajo plantea como primer objetivo de investigación secundario establecer si existe un efecto causal del género del candidato postulado.

Como segundo objetivo secundario se plantea que hay una relación que tienen los años de los comicios con el comportamiento del voto, debido a la presencia de las reglas electorales que formalizaron el principio de equidad; por ello se pretende identificar cómo estos interactúan con la variable de género del candidato. Un tercer objetivo es establecer cuál es el efecto que tiene la metodología utilizada por el Instituto Nacional Electoral (INE), en la cual se clasifican los distritos por tipo de votación, en el aumento de probabilidad de voto hacia las mujeres. Por último, se integran variables de control de tipo político electoral para moderar el efecto del género y de las reglas.

## **Estrategia metodológica de la investigación**

Para comprobar la hipótesis y los objetivos de investigación secundarios se realizaron diversos análisis estadísticos de comparación de grupos y de medición de efectos causales, mediante la construcción de modelos de regresión lineal múltiple.

El análisis presentado en este artículo está sustentando con una base de datos elaborada a partir de la información disponible en los sitios web del INE, correspondiente a los cómputos distritales de los procesos electorales de 2012, 2015 y 2018. Se identificaron los votos totales, el porcentaje de votos obtenidos por cada candidato por partido político o coalición en cada distrito electoral federal, el sexo de los candidatos, y las características sociodemográficas de cada distrito electoral federal.

A su vez, se clasificó cada uno de los distritos a partir del criterio de no exclusividad establecido por el INE en los acuerdos INE/CG162/2015 y INE/CG299/2018, para asegurar la oportunidad respecto a las posibilidades reales de participación y que no exista un sesgo evidente en contra de un género.

Para el proceso electoral federal de 2015, respecto de cada partido, se enlistaron todos los distritos en los que se presentó una candidatura a diputación federal. Estos fueron ordenados de menor a mayor conforme al porcentaje de votación que recibieron en el proceso electoral anterior. Una vez hecho esto, se dividió la lista en tres bloques, correspondiente cada uno a un tercio de los distritos enlistados: el primero, con los distritos en los que el partido obtuvo la votación más baja (valor 0); el segundo, con los distritos en los que obtuvo una votación media (valor 1); y el tercero, con los distritos en los que obtuvo la votación más alta (valor 2).

Para los procesos electorales federales 2012 y 2018 se utilizó lo establecido en el acuerdo INE/CG299/2018 debido a que en 2012 no se encontraba implementado en la legislación federal el criterio de no «exclusividad» y se decidió usar los criterios más actualizados.

En el caso de las coaliciones, si los partidos políticos que las conformaron participaron en una coalición diferente durante el proceso electoral federal previo, se consideró la votación que obtuvieron en lo individual y se sumaron las de todos sus integrantes para determinar la calificación de los distritos a partir del procedimiento desarrollado anteriormente.

Con respecto a las características sociodemográficas utilizadas, se tomaron en cuenta las Estadísticas Censales a Escalas Geoelectorales (2010), integradas por 190 indicadores, y las Estadísticas Intercensales a Escalas Geoelectorales (2015), compuestas por 107. A partir únicamente de las referentes a población, educación y nivel socioeconómico, con un total de seis indicadores, debido a que fueron los constantes en cuanto a nombre y medición. Por último, se realizó una proyección para calcular el promedio estimado para 2018.

También se calculó el porcentaje de participación electoral en cada distrito a partir de dividir la votación total entre la Lista Nominal para cada distrito y el margen de victoria distrital calculado al restar el porcentaje de votos obtenidos por el partido ganador respecto del segundo lugar.

La manera en que se utilizaron los datos para la elaboración de los objetivos de investigación descritos fue la siguiente: a partir de la construcción de cuatro modelos (Tabla 6) se buscó aislar el efecto de la reforma sobre el comportamiento del voto porcentual por candidatura, al distinguir el género de las personas que encabezaban las candidaturas de

diputados federales. El primer modelo (modelo 1) solo presenta la variable del género de la persona que encabezaba la candidatura, con el fin de identificar el efecto causal. Posteriormente, se generaron dos modelos (modelos 2 y 3) que abarcan, en principio, el año de los comicios a manera de variable *proxy* de la presencia de las reglas electorales que formalizaron el principio de equidad —así como su interacción con la variable de género del candidato—; después se incluyó el factor del mandato de posición de las candidaturas de mujeres, para ello se introdujo la clasificación de los tipos de distrito para cada partido político (bajo, medio y alto), según la votación recibida por cada uno en los comicios inmediatos previos, elaborada por el INE (2015, 2018). Este factor se presenta como variable *dummy* para identificar la presencia de distritos de votación media y alta, además, mantiene a los distritos de votación baja como la categoría de referencia.

El último modelo (modelo 4) recupera las variables presentes en los modelos anteriores y, además, introduce otras variables de control político-electorales y sociodemográficas, con el fin de moderar el efecto de las variables de interés vinculadas a la reforma electoral de 2014 (presentes en los modelos 1, 2 y 3).

## Evaluación de resultados

### Voto por género, 2012–2018

En un primer análisis se comparó el comportamiento del voto entre géneros. Con la implementación del principio de paridad se identificó un aumento estadísticamente significativo ( $p < 0.05$ ) del número de candidaturas en las que se

postularon a mujeres, respecto de la cantidad de hombres presentes en la boleta electoral (Tabla 1).

En este apartado, al comparar el efecto de dicha reforma sobre el comportamiento del voto entre hombres y mujeres, y al tomar en consideración el incremento significativo del número de candidaturas encabezadas por mujeres, se esperaría encontrar un aumento también en su porcentaje de votos respecto del obtenido por los hombres a partir de los comicios de 2015 en adelante.

Sin embargo, al comparar la distribución de los votos por género, no se observó un cambio relevante en el porcentaje de votos obtenidos por mujeres en comparación con el de los hombres (Gráfico 1).

Una de las características identificadas a partir de revisar la distribución del voto porcentual obtenido por las candidaturas encabezadas por hombres y mujeres radica en la gran similitud en el voto recibido por cada género. Aunque se observó un incremento en la cantidad de casos donde las mujeres recibieron bajos porcentajes de voto en los comicios de 2015.

Esto se puede considerar un indicio del efecto de la reforma electoral de 2014, en donde se incrementó la probabilidad del voto por mujeres, pero que estuvo acotado a casos en los que el tamaño de la votación por cada candidatura era baja (alrededor de 5% de votos).

Sin embargo, dicho efecto aparente se diluyó en el comportamiento del voto durante los comicios de 2018 en los que, a la par de la tendencia de los comicios de 2012, el voto entre géneros se comportó de manera similar.

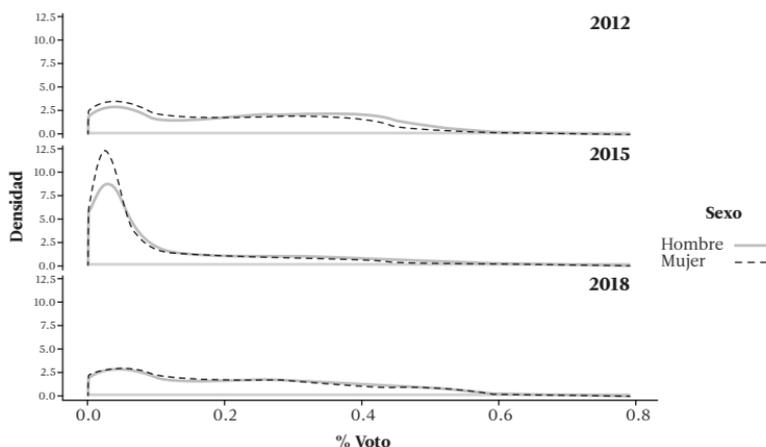
Con el fin de avanzar en la evaluación de la influencia de la reforma electoral de 2014 sobre el comportamiento del voto, se llevó a cabo un análisis para evaluar las diferencias existentes en la media del voto porcentual (Tabla 2), en el que

**Tabla 1. Cantidad de hombres y mujeres en candidaturas para diputados federales en México, 2012-2018**

| Sexo                | Año    |        |        | Total |
|---------------------|--------|--------|--------|-------|
|                     | 2012   | 2015   | 2018   |       |
| Hombre              | 763    | 1341   | 631    | 2735  |
| Porcentaje marginal | 58.65% | 50.38% | 47.91% |       |
| Mujer               | 538    | 1321   | 686    | 2545  |
| Porcentaje marginal | 41.35% | 49.62% | 52.09% |       |
| Total               | 1301   | 2662   | 1317   | 5280  |
| Porcentaje marginal | 100%   | 100%   | 100%   |       |

Nota: Chi-cuadrada = 34.567, grados de libertad = 2,  
*p-value* = 3.118e-08.

**Gráfico 1. Distribución del voto porcentual de hombres y mujeres en candidaturas para diputados federales en México, 2012-2018**



Fuente de las dos tablas:  
 Elaboración propia con datos de Instituto Nacional Electoral (2018).

dicho promedio para el caso de las candidaturas encabezadas por mujeres se mantuvo de manera constante por debajo de los hombres, aunque la diferencia se hizo cada vez menor.

Los resultados del análisis de varianzas (Tabla 3) mostraron que tanto los factores del género y el año de los comicios —asumiendo que el efecto de la reforma electoral se haría presente en 2015 y 2018— fueron estadísticamente significativos ( $p\text{-value} < 0.05$ ), pero no así su interacción ( $p\text{-value} > 0.0585$ ).

De manera que se puede considerar, en un principio, que tanto el factor de la reforma electoral —medida de manera aproximada por el año de los comicios— y la del género sí ejercieron influencia, de manera independiente, en la manera en que se comportó el promedio del voto porcentual entre las candidaturas de hombres y mujeres entre 2012 y 2018, aunque no ocurrió así con la interacción de ambos factores.

### **Voto entre candidaturas por mujeres, 2012-2018**

Otra manera de evaluar el efecto de la reforma electoral de 2014 consistió en la comparación realizada entre el comportamiento del voto porcentual de las candidaturas encabezadas por mujeres.

Por un lado, la distribución del voto porcentual que recibieron las distintas candidatas entre los años analizados mostró una tendencia similar entre 2012 y 2018, y no así con los comicios de 2015 (Gráfico 2).

La distribución del voto porcentual de 2015 mostró una probabilidad mayor de las mujeres en aquellos distritos donde su votación se ubicó alrededor de 5% de los votos respecto del resto de comicios analizados. En cambio, entre 2012 y 2018 se encontró una diferencia en el promedio de sus votaciones, además que para el último año analizado

**Tabla 2. *Votación porcentual promedio de candidaturas para diputados federales en México agrupados por género, 2012-2018***

| Sexo           | Año    |        |        |
|----------------|--------|--------|--------|
|                | 2012   | 2015   | 2018   |
| Hombre         | 23.44% | 11.80% | 22.25% |
| Mujer          | 19.66% | 9.57%  | 21.21% |
| Diferencia H-M | 3.78%  | 2.23%  | 1.04%  |

**Tabla 3. *Análisis de varianzas de los votos porcentuales para candidaturas de diputados federales en México, 2012-2018***

| Factor     | GI   | Suma de cuadrados | Media de suma de cuadrados | F-valor | Pr(>F)   | Eta cuadrada |
|------------|------|-------------------|----------------------------|---------|----------|--------------|
| Sexo       | 1    | 0.9               | 0.896                      | 41.61   | 0.000*** | 0.0052       |
| Año        | 2    | 16.1              | 8.051                      | 373.92  | 0.000*** | 0.1231       |
| Sexo*año   | 2    | 0.12              | 0.061                      | 2.84    | 0.0585 . | 0.0009       |
| Residuales | 5276 | 113.6             | 0.022                      |         |          |              |

Notas: Análisis anova con dos factores para datos independientes

Códigos de significancia: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*' 0.01 '\*\*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

El tamaño del efecto se midió mediante la prueba eta cuadrada, en la que se consideraron los efectos de 0.01 = pequeño, 0.06 = mediano, 0.14 = grande.

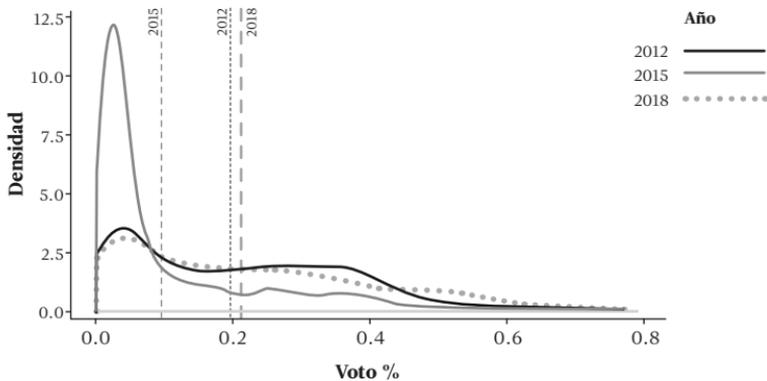
Fuente de las dos tablas: Elaboración propia con datos de Instituto Nacional Electoral (2018).

también se observó una probabilidad ligeramente mayor de votaciones en donde las mujeres alcanzaron de 40 a 60% de los votos, respecto al comportamiento de seis años antes.

Con el fin de evaluar la influencia de la reforma electoral de 2014 sobre la distribución del voto por mujeres solamente, también se llevó a cabo un análisis de varianzas

(ANOVA) con un solo factor, el año de los comicios, como un *proxy* de la aplicación de la disposición del principio de paridad (Tabla 4).

**Gráfico 2. Distribución del voto porcentual por candidaturas de mujeres a diputados federales en México, 2012-2018**



Nota: Las líneas segmentadas verticales representan la media de votación para cada año, donde 2012 = 19.66%, 2015 = 9.57%, 2018 = 21.21%.

**Tabla 4. Análisis de varianza del voto para candidaturas de mujeres a diputadas federales en México, 2012-2018**

| Factor     | Gl   | Suma de cuadrados | Media de suma de cuadrados | F-valor | Pr(>F)   | Eta cuadrada |
|------------|------|-------------------|----------------------------|---------|----------|--------------|
| Año        | 2    | 7.74              | 3.869                      | 194.3   | 0.000*** | 0.1324345    |
| Residuales | 2546 | 50.69             | 0.02                       |         |          |              |

Notas: Análisis ANOVA con 1 factor para datos independientes

Códigos de significancia: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*' 0.01 '\*\*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

El tamaño del efecto se midió mediante la prueba eta cuadrada, en la que se consideraron los efectos de 0.01 = pequeño, 0.06 = mediano, 0.14 = grande.

Fuente de las dos tablas:

Elaboración propia con datos de Instituto Nacional Electoral (2018).

Los resultados del análisis muestran que el año de los comicios está asociado de manera estadísticamente significativa ( $p\text{-value} < 0.05$ ) con la varianza del promedio de votación recibida por las candidaturas encabezadas por mujeres, y, además, el tamaño del efecto de dicho factor está cerca de ser considerado grande cuando se evalúa sobre el subconjunto de datos limitado a estas candidatas.

Con el fin de evaluar la influencia de la reforma electoral entre cada uno de los años de análisis, se optó por realizar comparaciones entre las diferencias del promedio de votos registrado por las candidaturas de mujeres en pares de comicios. Los resultados arrojaron que sí existen diferencias estadísticamente significativas ( $p\text{-value} < 0.05$ ) entre la votación promedio recibida entre 2012 y 2015, así como entre 2015 y 2018, pero no así en los promedios entre los comicios de 2012 y 2018 (Tabla 5).

Esta comparación entre pares de elecciones permitió identificar que la influencia de la reforma electoral de 2014 no fue homogénea sobre el comportamiento de las diferencias de la votación promedio entre los comicios analizados. El par de comparaciones (2015-2012 y 2018-

**Tabla 5. Diferencias del promedio de voto de mujeres candidatas a diputadas federales en México, 2012-2018**

| Años      | Diferencia   | Límite inferior | Límite superior | P- <i>value</i> ajustado |
|-----------|--------------|-----------------|-----------------|--------------------------|
| 2015-2012 | -0.109738679 | -0.12137661     | -0.09810075     | 0.000***                 |
| 2018-2012 | 0.001274694  | -0.01216159     | 0.01471097      | 0.9730996                |
| 2018-2015 | 0.111013374  | 0.09943476      | 0.12259199      | 0.000***                 |

Nota: prueba de Tukey HSD con 1 factor (año).

Códigos de significancia: 0 \*\*\*\* 0.001 \*\*\* 0.01 \*\* 0.05 \* . 0.1 ' 1

Fuente: Elaboración propia con datos de Instituto Nacional Electoral (2018).

2015) que registraron un efecto significativamente estadístico ( $p\text{-value} < 0.05$ ) tienen en común a los comicios intermedios de 2015, los que se caracterizaron por una diferencia amplia derivado del promedio de votos mucho más bajo que las elecciones concurrentes de 2012 y 2018. En cambio, al evaluar la diferencia entre la votación promedio de los años 2018 y 2012 —que tendió a ser menor que las anteriores— esta dejó de ser estadísticamente significativa ( $p\text{-value} > 0.9731$ ).

A partir de estos elementos se considera que la asociación de la reforma electoral con el comportamiento del voto no fue del todo homogénea, visto a partir de su comportamiento en el periodo analizado. Esto lleva a reflexionar sobre la importancia del tipo de comicios (concurrentes o intermedios) al analizar a la influencia del principio de paridad sobre la votación de las candidaturas agrupadas por género.

### **Evaluación del efecto de la reforma electoral sobre el voto por género, 2012–2018**

A continuación se presentan los resultados del análisis de regresión lineal múltiple que se realizó con el fin de evaluar el efecto causal de la reforma electoral de 2014, mediante la que se implementó el principio de paridad de género.

A partir de la construcción de cuatro modelos (Tabla 6) se buscó aislar el efecto de dicho factor de interés sobre el comportamiento del voto porcentual por candidatura, al distinguir el género de las personas que encabezaban las candidaturas de diputados federales.

La importancia del primero modelo radica en que permite calibrar la trascendencia del género del candidato; es el más simple de los cuatro, pues solo se incluyó la variable

**Tabla 6. Modelos de regresión lineal múltiple sobre el voto porcentual por candidato a diputadas federales en México, 2012-2018**

|                            | Modelo 1                   | Modelo 2                   | Modelo 3                   | Modelo 4                   |
|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| N                          | 5271                       | 5282                       | 5215                       | 5141                       |
| R-cuadrada aj              | 0.006666                   | 0.1301                     | 0.1675                     | 0.3265                     |
| P-value modelo             | 0.000                      | 0.000                      | 0.000                      | 0.000                      |
| Error estándar de residuos | 0.1568                     | 0.1467                     | 0.1437                     | 0.1295                     |
| <i>Intercept</i>           | 0.174607***<br>(0.002999)  | 0.234403***<br>(0.005312)  | 0.186234***<br>(0.005429)  | 0.04797<br>(0.053409)      |
| Sexo (mujer)               | -0.026063***<br>(0.004318) | -0.037793***<br>(0.008261) | -0.020912***<br>(0.004002) | -0.016233***<br>(0.003636) |
| Año 2015                   |                            | -0.116492***<br>(0.006656) | -0.073667***<br>(0.005536) | -0.053514***<br>(0.012445) |
| Año 2018                   |                            | -0.01179<br>(0.007896)     | 0.00442<br>(0.005704)      | 0.013943<br>(0.012769)     |
| Distrito_medio             |                            |                            | 0.029482***<br>(0.005125)  | 0.014418**<br>(0.00466)    |
| Distrito_alto              |                            |                            | 0.095857***<br>(0.006593)  | 0.033353***<br>(0.00623)   |
| <i>Incumbent</i>           |                            |                            |                            | 0.175668***<br>(0.00508)   |
| Participación electoral    |                            |                            |                            | 0.078734***<br>(0.022657)  |
| Sexo mujer: Año 2015       |                            | 0.015561<br>(0.010031)     |                            |                            |
| Sexo mujer: Año 2018       |                            | 0.027455*<br>(0.011557)    |                            |                            |

Códigos de significancia estadística: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*' 0.01 '\*\*' 0.05 '.' 0.1 '.' 1

El error estándar se presenta entre paréntesis.

La variable dependiente consiste en el voto porcentual válido recibido por cada candidato de cada partido político o coalición preelectoral a nivel distrital.

Fuente: Elaboración propia con datos de Instituto Nacional Electoral (2018).

(dicotómica) del sexo de la persona al frente de la candidatura de cada partido en los distritos. Dicho factor mostró un efecto negativo ( $\beta = -0.026063$ ) y estadísticamente significativo ( $p\text{-value} < 0.001$ ), aunque por sí solo explica muy poca varianza del comportamiento del voto porcentual de las candidaturas ( $r^2$  ajustada = 0.00666). Esto es, que el hecho de encontrar a una mujer en la candidatura disminuyó la votación en 2.61% votos respecto a las candidaturas encabezadas por un hombre.

En el modelo 2 se incorporó la variable *proxy* de la reforma electoral, mediante el año de los comicios, para identificar aquellos regulados bajo la normatividad reformada en 2014 y, también, distinguirlos de los regulados bajo una normatividad distinta. Para la inclusión de este factor se construyeron dos variables *dummy*, una referente a los comicios realizados en 2015 y otra para indicar los comicios celebrados en 2018, la categoría de referencia fueron las elecciones de 2012.

Asimismo, se introdujeron dos interacciones entre las variables del modelo, en donde se evaluó la presencia de una mujer en los comicios de 2015 y 2018.

Este modelo es más llamativo que la variable del sexo, si bien es estadísticamente significativa ( $p\text{-value} < 0.001$ ), su efecto negativo aumentó ( $\beta = -0.037793$ ) respecto al modelo simple anterior. A su vez, solo dos indicadores adicionales (de cinco en total) mostraron un efecto estadísticamente significativo. Por un lado, los comicios realizados en 2015 mostraron un efecto negativo ( $\beta = -0.116492$ ,  $p\text{-value} < 0.001$ ), cuyo voto porcentual recibido por los candidatos en elecciones fue 11.65% menor al recibido en 2012 mantuvo el resto de las condiciones similares. A su vez, el efecto de los comicios realizados en el año 2018 no fue estadísticamente distinto del comportamiento del voto porcentual del año 2012.

Por otro lado, llamó la atención que la interacción entre los factores de una candidatura encabezada por una mujer y los comicios realizados en 2018 sí fue estadísticamente significativa ( $p\text{-value} < 0.05$ ), y su efecto causal fue positivo ( $\beta = 0.027455$ ), y no lo fue la interacción entre una mujer postulada en los comicios de 2015. Esto es, una mujer que compitió como candidata en los comicios de 2018 obtuvo 2.75% de los votos más que un hombre, el cual compitió tanto para ese año así como para el de referencia (2012) y mantuvo el resto de las condiciones similares.

En el modelo 3 se evaluaron los efectos más amplios de la reforma electoral de 2014, para lo que se introdujo la variable del mandato de posición de las candidaturas encabezadas por mujeres, y que se incluyó como una variable *dummy* para identificar la presencia de distritos de votación media y, también, de votación alta en comparación con la categoría de referencia: los distritos de votación baja para cada partido político.

De este modelo resalta que los indicadores utilizados para evaluar la influencia del mandato de posición mostraron efectos estadísticamente significativos ( $p\text{-value} < 0.001$ ), en donde el tamaño del efecto positivo fue mayor en los distritos de votación alta ( $\beta = 0.095857$ ), mientras que en los distritos de votación media fue diferente ( $\beta = 0.029482$ ). Esto es, por cada distrito de clase de votación alta se recibía 9.6% de votos más respecto a un distrito de votación baja y mantuvo el resto de las condiciones de manera similar. En cambio, al pasar de un distrito de votación baja a uno de votación media, la votación de cada candidato aumentó en 2.9% y conservó el resto de las condiciones constantes.

Además, en dicho modelo llama la atención el efecto moderador del factor del tipo de distrito sobre el efecto del género del candidato, así como del año de las elecciones. En

el primer caso, la presencia de una mujer en la candidatura mantuvo el efecto negativo ( $\beta = 0.020912$ ), pero menor al que se registró en el modelo anterior (modelo 2). Algo parecido ocurrió con los comicios realizados en 2015, los cuales mantuvieron el efecto negativo ( $\beta = -0.073667$ ), pero de manera menor que en el modelo 2.

En el último modelo (modelo 4) se incluyeron diversas variables de control de tipo político-electoral, así como algunas sociodemográficas<sup>3</sup> orientadas a moderar el efecto del género y de las reglas en que se formalizó el principio de paridad de género. En inicio resalta que el efecto por la presencia de una mujer en la candidatura, si bien siguió siendo estadísticamente significativo ( $p\text{-value} < 0.001$ ), redujo el tamaño de su efecto, aunque mantuvo el sentido negativo ( $\beta = -0.016233$ ). De manera que la candidatura de una mujer recibió 1.6% de votos menos respecto a la candidatura de un hombre y mantuvo el resto de las condiciones constantes, lo cual se ubicó como el menor tamaño del efecto entre todos los modelos.

Asimismo, el tamaño del efecto de los comicios realizados en 2015 ( $\beta = -0.053514$ ), en comparación con los de 2012, también se contrajo respecto a los modelos anteriores. En este sentido, también se comportó el tamaño del efecto de las variables *dummy* sobre las clases de distrito medio ( $\beta = 0.014418$ ,  $p\text{-value} < 0.01$ ) y alto ( $\beta = 0.033353$ ,  $p\text{-value} < 0.001$ ).

---

3 Las variables político-electorales consistieron en: i. competitividad electoral, medida a través del margen de victoria en cada distrito; ii. tamaño de la participación electoral en cada distrito; iii. la concurrencia de las elecciones federales legislativas y ejecutivas en el mismo año; iv. el partido gobernante en el distrito. Las variables sociodemográficas incluidas en cada distrito fueron: i. el porcentaje de mujeres de la población económicamente activa, ii. el porcentaje de población analfabeta, y iii. el porcentaje de mujeres de 18 años o más en cada territorio distrital electoral.

En cambio, el aporte de este modelo radica en la identificación del efecto estadísticamente significativo de dos variables político-electorales de control: primero, el partido gobernante al momento de la elección (o *incumbent*), el cual registró un efecto positivo ( $\beta = 0.175668$ ,  $p\text{-value} < 0.001$ ), de manera que el candidato del partido gobernante en cada distrito tendió a recibir casi 17.57% de voto más que un candidato postulado por un partido de oposición, y mantuvo el resto de las condiciones constantes; segundo, la participación electoral también mostró un efecto positivo ( $\beta = 0.078734$ ,  $p\text{-value} < 0.001$ ), en el cual por cada aumento de una unidad porcentual de la participación electoral en cada distrito, la votación de cada candidato aumentó en casi 7.87%, y mantuvo el resto de las condiciones constantes.

## Discusión

El objetivo central de la investigación presentada consistió en evaluar la influencia de la reforma electoral al sistema electoral mexicano en el año 2014, la cual formalizó el principio de equidad de género, sobre el comportamiento del voto que recibieron los candidatos a diputados federales en los comicios de 2012, 2015 y 2018. Para ello, se realizaron diversos análisis estadísticos de comparación de grupos y de medición de efectos causales, mediante la construcción de modelos de regresión lineal múltiple.

Los hallazgos más relevantes indican, por un lado, la existencia persistente de un efecto negativo de la postulación de una mujer respecto a la de un hombre en la competencia electoral. Sin embargo, el tamaño del efecto tiende a ser muy pequeño a medida que se controló este al usar diversas

variables. Este resultado se encuentra en concordancia con los resultados arrojados por Sevi, Arel-Bundock y Blais (2018) para el caso canadiense, en el que identificaron un efecto de  $\pm 2.5\%$  de votos por candidaturas de mujeres, pero estadísticamente indistinguibles de cero. De manera que esto aporta más datos para reconocer el bajo impacto que ejerce el sexo de la persona postulada frente al electorado, en comparación con otras variables político-electorales.

Por otro lado, si bien la literatura ha considerado que las cuotas de género y el principio de equidad de género formalizado en el sistema electoral son mecanismos institucionales que fortalecen la representación descriptiva de las mujeres, esto no siempre ocurre de la misma manera al nivel del comportamiento electoral. Además del género de los candidatos postulados, el otro mecanismo que mostró un efecto estadísticamente significativo fue la clasificación de los distritos elaborada por la autoridad electoral mexicana, lo que lleva a cuestionar sobre dónde es más patente su efecto. Como lo mostró Gilas y Christiansson (2018), este factor no tuvo un efecto estadísticamente significativo en la cantidad de mujeres que accedieron a un escaño, en cambio, sí mostró un efecto positivo y significativo al revisar el comportamiento electoral en el presente estudio.

Un hallazgo relevante fue que las variables sociodemográficas incluidas, con las que se pretendía cubrir las explicaciones culturales de sociedades modernizadas en las que la presencia de las mujeres entre el electorado aumentaría su representación descriptiva (Hinojosa, 2012, p. 22), no mostraron efecto estadísticamente significativo. Este resultado se encontró en consonancia con las investigaciones de Alles (2007, 2018) donde tampoco identificó un efecto distinto a cero en las variables socioeconómicas

analizadas para el caso de la representación descriptiva en Argentina.

A su vez, parte de los resultados arrojados por esta investigación también siguieron la tendencia mostrada para el caso argentino (Alles, 2007, 2018), que identificaron la relevancia de las variables político-electorales en comparación con la influencia ejercida por las cuotas de género/principio de paridad de género. Para el caso mexicano fue relevante la pertenencia del candidato al partido gobernante en el distrito que, de acuerdo con los estudios previos para otros casos, suele representar una ventaja frente al resto de la oposición. Asimismo, fue relevante el tamaño de la participación electoral sobre el comportamiento del voto porcentual por candidato, de manera que las variables político-electorales fueron factores que influyeron de manera significativa sobre el desempeño de las variables institucionales incluidas por la reforma electoral de 2014 que formalizó el principio de paridad de género.

Finalmente, la manera de operacionalizar la variable de la reforma electoral a partir de conformar grupos de elecciones, según el año de su realización y la aplicación de dicha reforma, al mostrar efectos diferenciados entre 2015 y 2018, también abrió la puerta para la entrada de una variable latente sobre el funcionamiento del sistema electoral, centrada en los tipos de comicios realizados de acuerdo a la cantidad de cargos públicos a elegir por los votantes. La diferencia significativa identificada entre los comicios de 2012 y 2018, respecto a 2015, permitió encontrar elementos sobre la relevancia de las elecciones concurrentes (Jones 1993), lo cual se ha asociado con un aumento en la participación electoral (Gómez Tagle 2009), y que tiende también a aumentar el voto por los candidatos.

## Conclusiones

El objetivo central de la investigación presentada consistió en evaluar la influencia de la reforma electoral de 2014 en México y que formalizó el principio de equidad de género, sobre el comportamiento del voto que recibieron los candidatos a diputados federales en los comicios de 2012, 2015 y 2018. Para ello se comparó la tendencia del voto en función del sexo de los candidatos postulados por cada partido político, así como también se evaluó el efecto causal de dicha reforma sobre el voto por candidatura.

El principal hallazgo consistió en la identificación de una diferencia significativamente estadística en el voto recibido por mujeres respecto a las candidaturas encabezadas por hombres. Esta diferencia fue consistente y de sentido negativo en los tres años de elecciones revisados; sin embargo, su efecto causal fue pequeño, este factor explicaría un porcentaje muy pequeño (menor a 1%) del total de la varianza del comportamiento del voto. Esto lleva a pensar que, a pesar de ser una variable con significancia estadística significativa, no siempre el género del candidato es una variable teóricamente significativa para entender el fenómeno del voto.

Al evaluar la importancia de la reforma electoral de 2014, se encontró la existencia de diferencias significativas en el comportamiento del voto entre los comicios previos (2012) y posteriores (2015, 2018) a dicha reforma. Incluso se identificó que el promedio de votos por mujeres postuladas tendió a acercarse al promedio del voto recibido por hombres. Sin embargo, las diferencias encontradas a partir de los grupos de elecciones creados a partir del año de la elección no permitieron identificar una diferencia estadísticamente significativa entre los resultados de los comicios de

2012 y 2018, lo que hizo pensar en la importancia del tipo de elección concurrente respecto a la influencia de la reforma electoral sobre el comportamiento del voto.

Al incluir la cláusula de la clasificación electoral de los distritos para cada partido, implementada por el INE a partir de 2015, se encontró que este factor mostró un efecto positivo y de significancia estadística. Pero este resultado hace pensar en si la clasificación en sí misma ayudó a incrementar el voto por candidato, o al final tuvo un efecto de «encapsulamiento» de los votos de los partidos políticos, pues necesariamente los emitidos en los distritos de votación alta, por ejemplo, tenderían a ser mayor que en el resto de los distritos.

Un hallazgo de relevancia diferenciada se encontró en las variables de control, pues, por un lado, las características sociodemográficas vinculadas a la participación social y económica de las mujeres en cada distrito no mostraron efectos estadísticamente significativos. Mientras que, por el otro lado, las variables político-electorales centradas en el tamaño de la participación electoral y el partido gobernante en cada distrito registraron un efecto significativo y mayor al de las variables de interés para el estudio (género y reforma electoral de 2014); lo que permitió regresar a la importancia de las variables partidistas y electorales institucionales para analizar el comportamiento electoral a niveles individuales.

En el fondo, esta investigación ha buscado un acercamiento a evaluar los efectos de la reforma electoral de 2014 sobre el comportamiento del voto, esto se considera una manera de evaluar su influencia sobre otras arenas distintas a la representación descriptiva de género. Por lo que una línea de investigación que se abre es evaluar los efectos de dicha reforma, en un sentido amplio, sobre diversas arenas político-electorales en México.

## REFERENCIAS

- Alles, Santiago M. (2007). «¿Hacia la consolidación política? Cambios en la “estructura de oportunidades electorales” de las mujeres en Argentina» *América Latina Hoy*, no. 47, pp. 123-154.
- (2018). «Equilibrar el terreno: instituciones electorales e incorporación de mujeres en las legislaturas provinciales en Argentina». En Freidenberg, Flavia, Caminotti, Mariana, Muñoz-Pogossian, Betilde y Došek, Tomáš (eds.) (2018). *Mujeres en la política. Experiencias nacionales y subnacionales en América Latina*. Ciudad de México: Instituto Electoral de la Ciudad de México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Aparicio Castillo, Francisco Javier (2011). *Cuotas de género en México: candidaturas y resultados electorales para diputadas federales 2009*. Serie Temas Selectos de Derecho electoral, 18. Ciudad de México: Tribunal Electoral del Poder Judicial de la Federación.
- Barreiro, Line, y Soto, Clyde (2000). Cuota de género. Recuperado de: <http://iidh.ed.cr> el 10 de noviembre de 2009.
- Dahlerup, Drude (ed.) (2006). *Women, Quotas and Politics*. Londres: Routledge: Taylor and Francis Group.
- Fernández Poncela, Anna María (2011). «Las cuotas de género y la representación política femenina en México y América Latina», *Argumentos*, nueva época, vol. 24, no. 66, pp. 247-275.
- Freidenberg, Flavia (2019). «Electoral Reform and Women Political Representation in Latin America». En Prevost,

- Gary y Vanden, Harry E. (eds.) (2019). *The Encyclopedia of Latin American Politics*. Londres: Oxford University Press.
- Freidenberg, Flavia y Došek, Tomáš. (2016). «Las reformas electorales en América Latina (1978–2015)». En Casas-Zamora, Kevin, Vidaurri, Marian, Muñoz-Pogossian, Betilde y Chanto, Raquel (eds.) (2016). *Reformas políticas en América Latina: tendencias y casos*. Washington, D. C.: Organización de los Estados Americanos, pp. 25–92.
- Freidenberg, Flavia y Lajas García, Sara, (2017). «¡Leyes vs. techos! Evaluando las reformas electorales orientadas a la representación política de las mujeres en América Latina». En *Documentos de trabajo del Instituto de Investigaciones Jurídicas 2017*. Ciudad de México: IJ-UNAM.
- Gilas, Karolina M. y Christiansson, Mikaela J. K. (2018). «La paridad de género y la regla de los distritos perdedores en México». En Freidenberg, Flavia, Caminotti, Mariana, Muñoz-Pogossian, Betilde y Dosek, Tomás (eds.) (2018). *Mujeres en la política. Experiencias nacionales y subnacionales en América Latina*. Ciudad de México: Instituto Electoral de la Ciudad de México: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Gómez Tagle, Silvia (2009). *¿Cuántos votos necesita la democracia? La participación electoral en México, 1961–2006*. Ciudad de México: IFE.
- Hinojosa, Magda (2012). *Selecting Women, Electing Women: Political Representation and Candidate Selection in Latin America*. Filadelfia, PA: Temple University Press.
- Jones, Mark P. (1993). «The political consequences of electoral laws in Latin America and the Caribbean», *Electoral Studies*, vol. 12, no. 1, pp. 59–75.
- Lijphart, Arend (2000). *Modelos de democracia: formas de gobierno y resultados en treinta y seis países*. Barcelona: Ariel.

Nohlen, Dieter (1994). *Sistemas electorales y partidos políticos*. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.

Sevi, Semra, Arel-Bundock, Vincent y Blais, André (2018). «Do Women Get Fewer Votes? No.», *Canadian Journal of Political Science*, vol. 52, no. 1, pp. 201-210. Recuperado de: <https://doi.org/10.1017/S0008423918000495>